

両立支援策の利用が女性の賃金に及ぼす影響

横山 真紀

(東京大学特任研究員)

目次

- I 研究の問題背景と目的
- II 先行研究
- III 誰が制度を利用できるのか
- IV 使用するデータと分析対象
- V 両立支援制度の利用と賃金への影響
- VI まとめ

I 研究の問題背景と目的

1 研究の背景

全ての労働者を対象とした育児休業法が1992年に施行されてから、女性の育児休業取得率は上昇している。『平成29年雇用均等基本調査』(厚生労働省)によると、出産した女性労働者のうち、83.2%が育児休業を取得している。雇用されていない女性や、出産前から無職の女性、出産退職者も含めた『第15回出生動向基本調査』でも、育児休業を取得して就業を継続している女性の割合は1985～89年の5.7%から、2010～14年の28.3%と大きく上昇している(ただし4割以上が出産退職しているという現状もある)。

加えて、2010年の義務化に伴い、短時間勤務制度¹⁾の利用も増加している。前出の『第15回出生動向基本調査』によると、短時間勤務制度の利用率(正規雇用者)は、2015年時点の同調査において、第1子の出生年が2000～04年の場合21.0%、2005年～09年の場合25.7%、2010～12

年の場合43.9%と、第1子の出生年が近年になるほど増加しており、義務化以降は4割を超えている。出産を経た就業継続の形として、今後ますます育児休業を取得した後に短時間勤務制度を利用するというパターンが浸透していくだろうことが予想される。

育児休業制度、また、それに続く短時間勤務制度を利用した場合、育児休業取得中は一時的に就業中断の状態が生じ、短時間勤務取得中は一時的に人的資本蓄積がフルタイム勤務者と比べると停滞・減少することになると考えられる。その場合、その後のキャリアや賃金に対して少なからぬ影響を及ぼすであろうことが推測される。

本稿の目的は、育児休業制度と短時間勤務制度を取得することが、その後の賃金に対してどの程度影響を及ぼすのかを明らかにすることである。

II 先行研究

育児や、仕事と家庭の両立に関する政策は、出産期の女性の就業決定に大きな影響を及ぼすと考えられる。育児休業制度は、出産前後の女性を労働市場に留めるために多くの国で導入されてきたが、就業継続や賃金に対する制度の影響については一致した見解があるわけではなく、それぞれの国の制度設計や社会背景によって大きく異なっている。Stearns(2016)は、その効果が安定しない理由の一つとして、賃金保障と雇用保障を同時に議論しているためであると指摘している。

多くの国で、賃金保障のある育児休業制度の導入が育児休業の取得率を上昇させているが (Carneiro et al. 2015; Dustmann and Schönberg, 2012; Jaumotte 2003; Pettit and Hook 2005), Stearns (2016) は、イギリスにおいては出産前後の就業継続を促進するのは雇用保障のある育児休業であるとしている。ドイツにおける5回の育児休業に関する政策変更の影響を見た Schönberg and Ludsteck (2014) では、(政策変更が女性の就業継続へ及ぼす影響は全体的には小さいとしながらも) 雇用保障以上の賃金保障が最も産後2~6年の女性の就業確率を下げていたことを示している。

子どもを持つことや、両立支援制度を利用することによる賃金へのマイナスの影響は、Motherhood (wage) penalty, Family Gap, あるいは日本語では出産ペナルティなどと呼ばれ (本稿では Motherhood penalty という呼称を用いる), 80年代から欧米諸国において豊富な研究蓄積がある。Zhang's (2010) は、1984年から2004年の Canada's Longitudinal Worker File (LWF) を用いて、カナダでは、出産した年に年収に対して約40%もの賃金ペナルティを経験するが (そのうち半分は賃金保障によって保障される), ペナルティは出産後7年目には解消されるとしている。賃金ペナルティには子ども数も大きく関係しており、EU加盟国中11カ国を比較した Davies and Pierre (2005) では、ドイツ、デンマーク、アイルランド、イギリスにおいては3人以上子どもを持つ女性に12~18%の賃金にペナルティがある一方で、フランスでは子ども数が増加してもほとんど賃金ペナルティがないことが示されている。

日本においては川口 (2005, 2008) が出産による賃金への影響を明らかにしており、賃金ペナルティは出産によって退職した場合や、正社員からパート雇用などへ切り替えた場合に生じるが、正社員就業を続けた場合は確認できないことを明らかにしている。

また、阿部 (2005) によると、育児休業を取得した人の出産前の賃金水準は、非取得者に比べて9%ポイントほど高く、出産2年後の賃金水準も11%ポイントほど高いことを確認している。同

様に、武内・大谷 (2008) においても、出産を理由に就業を中断するグループは最も大きなペナルティを持つ一方で、育児休業を取得した女性はもとも出産前に賃金プレミアムを持っていることで、出産後の賃金ペナルティは低く抑えられていることを確認している。日本では他の先進諸国と比較して第一子出産前後での退職者が多いことから、正規就業継続者における Motherhood penalty は見られず、むしろ相対的に賃金の高い女性が労働市場に残るため Motherhood premium とも言えるような賃金プレミアムが見られている。

しかし、これまでの国内の先行研究は、育児休業制度取得の影響は考慮しているが短時間勤務制度取得の影響が考慮されていない。その理由の一つとして、既存研究が用いたデータでは、短時間勤務利用者がまだそれほど多くなかったことが挙げられる。しかし2010年の義務化で短時間勤務制度は4割程度まで利用が増えていることから、日本における Motherhood penalty を確認する際は、育児休業制度の利用とあわせて短時間勤務制度利用の影響を考慮する必要があると言えるだろう。

Ⅲ 誰が制度を利用できるのか

1 育児休業制度

現行の改正育児・介護休業法では、原則として1歳 (保育園等に入れない場合は2歳) に満たない子を養育する男女労働者は育児休業を取得することができる (日々雇用される者は除外)。有期雇用者については、①同一の事業主に引き続き1年以上雇用されていること、②子が1歳6カ月に達する日までに、労働契約 (更新される場合には、更新後の契約) の期間が満了することが明らかでないこと、この2つの条件を満たす場合に取得が可能である。事業主は要件を満たした労働者の育児休業の申し出を拒むことはできないが、次のような労働者について育児休業を取得できないとする労使協定があるときは、労働者からの申し出を拒むことができる。次のような労働者とは、①継続し

て雇用された期間が1年に満たない労働者、②その他育児休業を取得することができないとすることについて合理的な理由があると認められる労働者（例えば、育児休業申し出の日から1年以内に雇用関係が終了することが明らかな労働者、1週間の所定労働日数が2日以下の労働者等）である。

育児休業制度は1992年に導入され、1995年から30人以下の事業所も含め全面適用となった。2004年の改正において、それまで子が1歳までの措置であったが、保育所に入れない等の場合1歳6カ月までの延長を認める例外規定が設けられた。また、一定の要件を満たした有期契約労働者も育児休業制度の取得が可能になったのもこの2004年改正からである。2009年改正では、父母が同時、あるいは交代で育児休業を取得する場合は、子が1歳2カ月になるまで取得が可能となるパパママ育休プラスが導入された。さらに、2016年改正において、保育園等に入れない等の場合の育児休業期間が、1歳6カ月から2歳までに延長されている。

2 短時間勤務制度

現行の改正育児・介護休業法では、日々雇用される者および1日の所定労働時間が6時間以下の者を除く労働者は、1日の労働時間を原則として6時間とする措置を含む短時間勤務制度を利用することができる。ただし、①雇用された期間が1年未満の労働者、②1週間の所定労働日数が2日以下の従業員、③業務の性質又は業務の実施体制に照らして、短時間勤務制度を講ずることが困難と認められる業務に従事する従業員については、労使協定により適用除外とすることができる（ただし、③については代替措置を取らなければならない）。

短時間勤務制度の導入は1992年の育児休業法施行時であり、これまで大きく2回改正が行われた。導入時には1歳未満の子を持つ労働者に対する選択的措置義務であったが、その後の2001年改正で子の年齢が3歳未満に引き上げられた。また、2010年6月の改正育児・介護休業法の施行に伴い、これまで選択的措置義務の一つであった短時間勤務制度を設けることが事業主に義務付け

られた²⁾。その後2年間は小規模企業では実施が免除され、2012年7月から全ての企業規模での施行となった。

IV 使用するデータと分析対象

1 使用するデータ

推計に使用するデータは、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト「働き方とライフスタイルに関する調査」の若年パネル（2006年時点で20～34歳）及び壮年パネル（2006年時点で35～40歳）のうち、育児休業に関する質問項目を含むwave3～wave11（2009～2017年）である。分析対象は、wave3の時点で23歳から43歳となる。データ上では出産の最高齢が44歳となっており、その2年後の制度利用まで概観するため、年齢を46歳で区切って利用する。同調査はそれぞれ2011年に、長期追跡に伴う脱落問題に対処するために継続調査と同年代の対象者を新たに追加しており、その追加調査者も分析に含める。本調査は、本人の過去1年の産休・育休の取得の有無、賃金を把握することが可能であり、また、短時間勤務に関する直接的な設問はないが、労働時間による推測が可能である。

V 両立支援制度の利用と賃金への影響

1 両立支援制度の利用

まず、データの基本統計量を利用して、女性の出産と産休・育児休業、短時間勤務の関係を見ていく。女性全体では、2010年までは約2500名、サンプルが追加された2011年以降は各年約3000名の回答者がおり、そのうち出産者は毎年約3～4%にあたる。図1は、それぞれの調査年に出産した女性の、出産前後の就業率を見たものである（変化を捉えやすいよう、偶数年のみ表示している）。それぞれ実線に近いほど、色が濃いほど近年を表す。調査年を通して、出産者のうちボリュームとして一番多いのは非就業者であり、出産者の概ね5～6割は出産時非就業の状態にある³⁾。正規雇

用者の出産時の退職は、調査年を経るごとに減っている様子が見て取れるが、非正規雇用者の場合、経年による差異はほとんど見られない。正規雇用者の出産時退職の減少に伴い、年を追うごとに出産時非就業の割合も減少している。

また、出産前年に非正規労働者だった場合、出産年に退職している割合が高い。出産前年から出産当年にかけての正社員の離職率が観察年全体を通して2割までにとどまるのに対して、非正規社員の場合、約4～7割が出産当年にかけて離職し

ている。

両立支援制度の利用⁴⁾という視点で見ると(表1)、産休・育児休業を利用しているのはやはり正規雇用者に多く、調査年によってばらつきはあるが、その年に出産した者で正規雇用を続けた者については約8割以上が産休・育児休業を利用している。出産時に非正規就業の身分を保持している者は、そもそも数が少なく(図1で見た通り、非正規就業者は出産時に離職する者が多い)、離職しなかった場合は平均的に約6割が産・育児休業を利用している。

また、実は出産した年に「非就業」でも「産・育休利用」という者もあり、2009～2010年は非就業者の約20～30%、2011年以降は約5～10%が該当する。これは、制度を利用して復職せずに退職した者と考えられ、近年ほど減少している。

本データでは、育児休業の取得期間を聞いていないが、毎年の就業状態や育児休業の取得状況から期間を推測できる。表1の最右列は、出産の翌年の育児休業取得状況を示しており、育児休業をどのくらいの期間取得していたかの参考になる⁵⁾(正規就業者と非正規就業者のみ掲載。2017年は翌年のデータがないため不掲載)。これによると、正規就業者は出産翌年に約5～10%総数が減少しており、出産の翌年に正規職を離職している者が若干名いることがわかるが、正規職に残った者の間では、多い年で約8割、少ない年でも約5割が調査の2時点に渡って産・育休を取得したと回答している。紙幅の関係でここには載せないが、さらに調査の3時点に渡って連続して育児休業を取得している者も、調査年を通じて2～3割いる。

逆に非正規就業者は、出産翌年にその就業者が増加するが、出産翌年にも育児休業を取得している割合は調査年を通して約10%から、多くても3割程度である。

次に短時間勤務制度について見ていく。ここでは所定労働時間を見る。非正規就業者、自営業者等については、その労働時間の柔軟性から、もともとその労働時間で就業しているのか、短時間勤務制度を利用しているのか判別がつかないため、正社員就業している者にサンプルを絞って、週の

図1 出産前後の女性の雇用率(出産年別、雇用形態別)

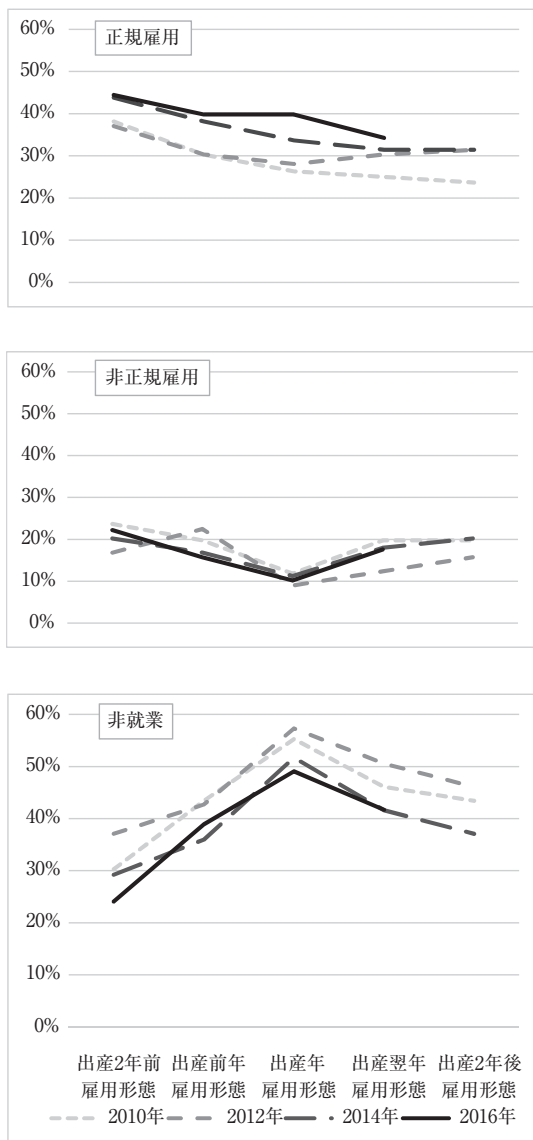
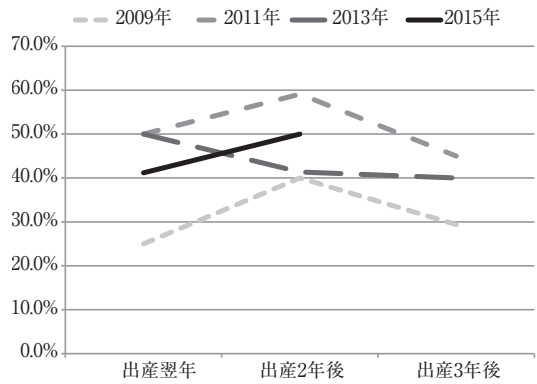


表1 産・育児休業取得者数（出産年別，雇用形態別）

調査年	n	出産	産休・育児休業を取得した(出産年)	育児休業を取得した(出産翌年)
2009年	2,435	116 (4.8%)	正規 (n=31) 26 非正規 (n=4) 2 自営等 (n=4) 2 非就業 (n=77) 14 不明 (n=0) 0	正規 (n=26) 19 非正規 (n=13) 2
2010年	2,435	76 (3.1%)	正規 (20) 19 非正規 (9) 7 自営等 (5) 5 非就業 (42) 15 不明 (0) 2	正規 (19) 14 非正規 (15) 4
2011年	2,976	130 (4.4%)	正規 (33) 33 非正規 (9) 6 自営等 (5) 3 非就業 (83) 15 不明 (0)	正規 (29) 24 非正規 (16) 5
2012年	2,976	116 (3.9%)	正規 (34) 32 非正規 (9) 8 自営等 (4) 2 非就業 (68) 6 不明 (1)	正規 (34) 24 非正規 (14) 3
2013年	2,976	118 (4.0%)	正規 (39) 37 非正規 (6) 2 自営等 (6) 5 非就業 (67) 5 不明 (0)	正規 (35) 25 非正規 (18) 2
2014年	2,976	89 (3.0%)	正規 (30) 28 非正規 (10) 5 自営等 (1) 1 非就業 (46) 3 不明 (2)	正規 (28) 18 非正規 (15) 3
2015年	2,976	104 (3.5%)	正規 (23) 22 非正規 (3) 3 自営等 (3) 2 非就業 (74) 8 不明 (1) 7	正規 (22) 10 非正規 (14) 1
2016年	2,976	108 (3.6%)	正規 (43) 42 非正規 (11) 7 自営等 (1) 0 非就業 (53) 7 不明 (0) 9	正規 (37) 21 非正規 (19) 6
2017年	2,976	80 (2.7%)	正規 (29) 29 非正規 (8) 5 自営等 (2) 1 非就業 (41) 2 不明 (0)	正規 — 非正規 —

図2 所定労働時間 40 時間未満を選択した正規労働者（女性）の推移（出産年別）



所定労働時間が 40 時間未満になった者を短時間勤務制度利用者とみなす。

図2は、2009年から2015年の間に、週の所定外労働時間が40時間未満であると回答した女性の出産年、出産2年後、出産3年後の推移を見たものである（実線ほど、線が濃いほど近年を表す。見やすさのため奇数年のみ表示している）。育児休業ほど経年によるわかりやすい変化は見られないが、表1で見た通り、出産翌年はまだ育児休業を取得している女性も多く、2013年を除いて出産2年後に所定労働時間が40時間未満になる者が多い。その後出産3年後には徐々に労働時間を元（所定労働時間40時間以上に）戻す傾向があるように見受けられる。

2 Motherhood penalty の発生要因

Motherhood penalty の主な発生要因は多くの文献で指摘されており、背景としてここでは2つ紹介したい。1つは就業中断による人的資本の減退により Motherhood penalty が生じるとする人的資本理論を元にした理論であり、2つ目は出産とそれに続く育児に備え女性自身が、また雇用主が、意識的無意識的にファミリーフレンドリーな職を選ぶため Motherhood penalty が生じると説明する。

就業中断による人的資本の減退については、一般的な人的資本モデルでは教育年数や勤続年数が長いほど期待賃金が高くなるが、女性は男性と比較して結婚や出産などによって就業中断を経験す

る可能性が高い。そのため、女性は継続就業を前提とする男性の就業パターンを説明する賃金モデルとは異なったモデルを採用する (Mincer and Polachek 1974; Waldfogel 1997)。このモデルに基づく、就業中断が長いほど人的資本は減退し、実証分析では一般的な賃金関数の推計において用いられる教育年数や勤続年数などの人的資本を表す変数とともに、就業中断年数が説明変数として用いられることになる。

女性や雇用主による選択の問題については、女性は、特に子どもを持つと家庭に割くための時間が増加するため、責任の重い仕事や、急な対応が必要とされる仕事を好まず、昇進意欲も非常に低い (21世紀職業財団 2013; 労働政策研究・研修機構 2014)。そのため、より仕事と家庭を両立しやすいような職を選び (そのような多くの仕事は、そうでない仕事に比べて元々の賃金設定が低く、賃金の伸び率も緩やかであることが多い)、そこから結果として penalty が生じてしまう。また、女性を雇用しても出産前後で退職する割合が高いことから、男性には与える教育訓練を女性には行わないという「統計的差別」と同じように、子どもを産んだ女性には数年間就業中断が起こるため、教育訓練を行わなかったり、重要な仕事を与えないなどの雇用主による差別から生じる Motherhood penalty も存在すると考えられる。

3 推計モデル

分析には、OLS モデルと固定効果モデルを用いて、分析結果の比較を行う。被説明変数には時間当たり賃金の対数値、説明変数には年齢、学歴、勤続年数、企業規模ダミー、パートダミー、子ども数ダミー、出産前後経過年数を用いる。

被説明変数である時間当たり賃金の対数値は、月収を、1日の労働時間×月の労働日数で割り、算出している。また、学歴は期間を通して変化しない変数であるため、固定効果モデル推定では係数は算出されない。

OLS と固定効果モデルを同時に用いる理由は、両立支援制度の利用期間に個人の観察できない異質性が大きく影響を及ぼすと考えられるためである。つまり、より家庭志向の女性はより長く制度

を利用し、逆によりキャリア志向の女性は制度の利用は最低限にして早く職場復帰しようとすると考えられるが、そのような個人志向についてはデータから観察することが難しい。これをそのまま推計してしまうと、賃金に影響を及ぼしたのは調査対象者の志向なのか、両立支援策の利用なのか判別ができず、結果にバイアスが生じてしまう恐れがある。OLS モデルはこのような観察できない個人の異質性を考慮できないが、固定効果モデルはそのような個体特性の影響を受けない。

4 結果

OLS と固定効果による賃金関数の推計を行ったのが表 2 である。両立支援策について見てみると、OLS では育児休業取得と賃金との間に有意な関係はないが、固定効果モデルでは育児休業を取得することは賃金に対して有意にプラスの影響を及ぼす。観察されない個人の異質性 (志向や能力など) が賃金と育児休業取得に対して何らかの影響を及ぼしているということである。短時間勤務取得については OLS でも固定効果でも時間当たり賃金に対して有意にプラスの影響を与えており、短時間勤務を取得する人はやはり取得しない人に比べて時間当たり賃金が高く、さらに同一の個人で比較した場合でも、短時間勤務取得中は時間当たり賃金が有意に上がるということになる。

子ども数は両モデルともに賃金と有意な関係にはなく、子ども数が増えるほど賃金にペナルティがあるという関係はここでは見られなかった。

パート就業の効果を見たのがパートダミーである。分析では、無業の場合賃金が観測されないため、固定効果モデルにおけるパートダミーは調査期間中の正規雇用、非正規雇用間の変化を表している⁶⁾。調査期間中のパート経験は OLS、固定効果モデルともに時間当たり賃金に対して有意にマイナスの影響を与えている。ただし、観察されない個人の異質性を考慮した結果、影響の大きさは OLS (-25.5%) に比べ固定効果モデル (-5.8%) では弱まっている。つまり、パート就業の効果に関する大部分は、観察できない個人属性が賃金とパート就業の両方に影響を及ぼしているためと解釈できる。

表2 賃金関数の推定結果 (OLS, 固定効果モデル)

	OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.013	0.001***	0.017	0.002***
勤続年数	0.008	0.001***	0.004	0.001***
【学歴】 ベース = 高卒				
専門学校卒	0.151	0.015***	—	—
短大卒	0.134	0.016***	—	—
大卒以上	0.215	0.014***	—	—
【企業規模】 ベース = 1000人以上				
1～29人	-0.132	0.014***	-0.016	0.018
30～299人	-0.116	0.011***	0.003	0.014
官公庁	0.057	0.016***	-0.006	0.028
【出産と両立支援策】				
育児休業取得ダミー	0.015	0.018	0.027	0.014*
短時間勤務取得ダミー	0.167	0.020***	0.172	0.015***
【子ども数】 ベース = 子どもなし				
子ども1人ダミー	0.016	0.015	0.017	0.019
子ども2人ダミー	-0.016	0.014	-0.029	0.023
子ども3人以上ダミー	-0.028	0.021	0.021	0.035
【パート】				
パートダミー	-0.255	0.018***	-0.058	0.020***
定数項	6.026	0.161***	6.493	0.053***
Numberofobs	4556		4556	
R-squared	0.234		—	
PseudoR2 (within)	—		0.104	
PseudoR2 (between)	—		0.044	
PseudoR2 (overall)	—		0.084	
Hausmantest	—		0.000	

有意水準 ***<.01, **<.05, *<.1

その他の変数については、どちらのモデルとも、年齢、勤続年数が時間当たり賃金（対数値）に対して有意にプラスの影響を与えている。固定効果モデルでは変化しないため除かれてしまう学歴についても、OLSモデルではすべての学歴レベルで高卒者と比較して賃金が高まる。企業規模はOLSでは企業規模1000人以上と比較して、それ未満の規模では有意にマイナス、官公庁では有意にプラスであったが、固定効果モデルでは企業規模による有意な違いは見られなかったため、観察されない個人属性が賃金と企業規模の両方に影響を及ぼしていると考えられる。

次に、表3では出産前後の経過年数を考慮して正社員の賃金関数の推計を行った結果を示す（固定効果モデル）。表2との違いは、サンプルを正社

員のみに限定していることである。このようなサンプルの限定を行った理由は、出産時離職せず正社員就業を継続した女性の賃金について、両立支援策の利用がどのような影響を及ぼしているか、子どもの有無や子ども数によって賃金ペナルティがあるのかどうかを検証したかったためである。ここでは比較のために、同様の分析を男性についても行った。男性の場合の「出産前年」「出産年」「出産翌年」「出産2年後」は、配偶者の出産という意味になる。

出産前後の経過年数について、男女では明らかな違いが見られた。女性が出産時離職せず、正社員就業をした場合、出産前後と賃金の関係について、出産前年、出産年、出産2年後は有意ではない。唯一出産翌年に10%水準でプラスの符号で

表3 賃金関数の推定結果（出産前後経過年数別・正社員のみ）

	女性		男性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
出産1年前	0.006	0.024	0.021	0.017
出産年	0.011	0.028	0.049	0.018***
出産翌年	0.046	0.018*	0.048	0.018***
出産2年後	0.022	0.017	0.046	0.018**
勤続年数	0.008	0.002***	0.012	0.001***
【企業規模】 ベース = 1000人以上				
1～29人	-0.034	0.027	-0.009	0.027
30～299人	-0.010	0.020	-0.004	0.019
官公庁	-0.013	0.038	-0.029	0.031
【出産と両立支援策】				
育児休業取得ダミー	-0.007	0.022	-0.087	0.067
短時間勤務取得ダミー	0.186	0.020***	0.577	0.033***
【子ども数】 ベース = 子どもなし				
子ども1人ダミー	0.070	0.026**	0.069	0.023***
子ども2人ダミー	0.069	0.034*	0.113	0.026***
子ども3人以上ダミー	0.106	0.046**	0.128	0.032***
定数項	7.054	0.019***	7.114	0.022***
Number of obs	2529		4383	
Pseudo R2 (within)	0.076		0.121	
Pseudo R2 (between)	0.130		0.172	
Pseudo R2 (overall)	0.125		0.163	
Hausman test	0.000		0.000	

有意水準 ***<.01, **<.05, *<.1

有意となっている。

対して男性は、出産1年前については有意ではないが、勤続年数を考慮したうえでも出産年、出産翌年、出産2年後と賃金上昇しており、「出産プレミアム」のような現象が見られている。

育児休業については、男女ともに賃金と有意な関係はないが、短時間勤務制度取得については、賃金に対して有意にプラスの影響があった（ただし、男性は育児休業取得者、短時間勤務取得者共に非常に数が少なく、非常に特殊な層を表していると考えられる）。

子ども数については、正規・非正規をあわせて分析を行った表2では、OLSモデルでも固定効果モデルでも賃金に対して有意ではなかったが、正社員にサンプルを限定すると男女いずれも子どもがいない者より子どもがいるの方が賃金が高く、子ども数が増えるほどにその効果は高まる。正社員に対する子の扶養手当による影響ではない

かと考える。

VI まとめ

育児休業制度、短時間勤務制度などの両立支援策が施行されてから四半世紀以上が経ち、制度の利用が増えていく中で、制度利用における賃金やキャリアへの影響が注目されている。

本稿のまとめとして、まず記述的なデータ分析により、女性は出産時非就業である層が最も多いことが改めて浮き彫りにされた。両立支援制度の恩恵を、出産者のうち4～5割の女性が受けていない。仮に出産前年に雇用されていた場合でも、それが非正規職であった女性は制度を利用することなく離職している割合が高い。両立支援制度を利用できているのは多くが雇用が安定している正社員層であり、（利用の仕方としてはよくないかもしれないが）育児休業制度を利用して退職する

というパターンは、むしろ近年になるほど減少していた。もちろん育児休業制度や短時間勤務制度は職場復帰をサポートするための制度として日本では設計されているため、非就業者や離職者をカバーする必要があるのかという議論は別途必要だが、女性の場合出産前後で就業状態が不安定になりやすい社会環境や、幼い子どもを抱えて就職することが難しく、離職期間が長期化すると再就職しにくくなる等の雇用環境を鑑みると、雇用安定層以外にも両立支援制度の恩恵を届けるような何らかの制度設計が必要ではないだろうか。

本稿では、両立支援策を利用することで Motherhood penalty があるのではないかと予想し、両立支援制度利用の有無と賃金の関係について、OLS モデルと、個人の能力や意欲などの観察できない異質性を考慮できる固定効果モデルを用いて推計した。結果として、正規職、非正規職を合わせ出産していない者も含めた分析では、パート就業への切り替えは賃金に対してマイナスの効果を持つ一方で、短時間勤務制度を利用して就業継続する層は相対的に賃金の高い層であることがわかった。日本のこれまでの先行研究では、

表 4 記述統計量

	女性全体				女性・正社員のみ				男性・正社員のみ			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
時間当たり賃金	1356	637	500	10909	1364	557	500	7813	1630	1122	510	37500
時間当たり賃金 (対数)	7.142	0.354	6.2146	9.2974	7.159	0.330	6.215	8.963	7.307	0.384	6.235	10.532
年齢	36.5	6.237	23	47	35.5	5.8	24	45	37.1	5.3	24	45
勤続年数	8.6	6.6	0	29	8.8	6.3	0	26	10.4	6.7	0	27
【学歴】												
高卒ダミー	0.188	0.391	0	1	0.168	0.374	0	1	0.268	0.443	0	1
専門学校卒ダミー	0.212	0.409	0	1	0.209	0.407	0	1	0.161	0.367	0	1
短大卒ダミー	0.227	0.419	0	1	0.222	0.416	0	1	0.044	0.205	0	1
大卒ダミー	0.373	0.484	0	1	0.401	0.490	0	1	0.527	0.499	0	1
【企業規模】												
1～29人	0.221	0.415	0	1	0.206	0.404	0	1	0.180	0.384	0	1
30～300人	0.344	0.475	0	1	0.350	0.477	0	1	0.319	0.466	0	1
1000人以上	0.367	0.482	0	1	0.381	0.486	0	1	0.441	0.497	0	1
官公庁	0.068	0.252	0	1	0.063	0.243	0	1	0.060	0.237	0	1
【パート】												
パートダミー	0.132	0.338	0	1								
【両立支援策の利用】												
育児休業取得ダミー	0.077	0.266	0	1	0.094	0.291	0	1	0.003	0.052	0	1
短時間勤務取得ダミー	0.129	0.335	0	1	0.080	0.272	0	1	0.015	0.122	0	1
【子ども】												
子どもなしダミー	0.56	0.50	0	1	0.61	0.49	0	1	0.455	0.50	0	1
子ども1人ダミー	0.16	0.37	0	1	0.16	0.36	0	1	0.206	0.40	0	1
子ども2人ダミー	0.21	0.41	0	1	0.18	0.38	0	1	0.256	0.44	0	1
子ども3人以上ダミー	0.07	0.25	0	1	0.05	0.22	0	1	0.083	0.28	0	1
【出産経過年数】												
出産前年					0.042	0.201	0	1	0.056	0.23	0	1
出産年					0.045	0.208	0	1	0.055	0.23	0	1
出産翌年					0.051	0.221	0	1	0.052	0.22	0	1
出産2年後					0.058	0.234	0	1	0.049	0.22	0	1
観測数	4556				2529				4383			

比較的賃金が高く雇用が安定した女性が育児休業を利用して就業継続する様子が描き出されていたが、近年においては育児休業の利用はより一般的になってきており、今度は短時間勤務がかつての育児休業制度のように、恵まれた層の女性が利用する制度であるという位置づけに変化してきている可能性を指摘したい⁷⁾。

正社員にサンプルを絞り、出産前後の経過年数と賃金の関係を見た結果、女性は出産前後に賃金上昇がほとんど見られないのに対し、男性は出産年から翌年、出産2年後にかけて賃金の上昇が見られた。正社員女性に対して出産による直接の賃金ペナルティは見られなかったが、男性には配偶者の出産による賃金プレミアムのような現象が見られたことから、そのこと（女性には賃金プレミアムが見られない）自体が女性の「賃金ペナルティ」であると言えるのではないだろうか。

今後の分析の方向性として、制度の影響を見る手法として、やはり個人の異質性を排除できるパネルデータの分析が欠かせないと考えられるが、特に短時間勤務制度については得られるサンプルがまだ少ないことから、より大規模なパネルデータを用いることが求められる。同時に、今回用いたデータは9年分のパネルデータであったが、出産が賃金に与える影響は短期的なものだけでなく長期的な影響もある。賃金に及ぼすより長期の影響を検証するには、より長期間に渡るパネルデータを用いる必要がある。

*本研究は、日本学術振興会（JSPS）科学研究費補助金・特別推進研究（25000001, 18H05204）、基盤研究（S）（18103003, 22223005）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所（東大社研）パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学金寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。

- 1) 3歳に満たない子を養育する労働者について、1日の労働時間を原則として6時間とする措置を含む制度である。
- 2) 2009年改正以前は、「短時間勤務制度」「フレックスタイム制」「始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ」「所定外労働をさせない制度」「託児施設の設置運営その他これに準ずる便宜の供与」などのうちいずれかの制度を設けることが事業主に義務付けられていた。
- 3) 自営業者・自由業者、家族従業者、内職はサンプルサイズが小さいため、掲載していない。
- 4) 育児休業の取得は、「この1年間に、以下のような出来事を経験したことがありますか」という問いに対し、「自分が

産休・育休を取った」と回答した者を産休・育児休業取得者とした（本調査では、産休と育休が区別できない）。

- 5) 産休・育休を合わせて1年以上取得した場合、出産年の翌年もまだ「産休・育休を利用した」という設問に対して「はい」と回答すると考えられる。
- 6) 雇用形態には、「正規雇用」「非正規雇用」「自営・家族従業者・内職」「無職」の4種類があるが、本稿では両立支援策の効果を主な着眼点としているため、「自営・家族従業者・内職」（全体の4.5%）は分析から除いた。
- 7) ただし、本稿の時間当たり賃金の算出方法（月収÷（1日の労働時間×月の労働日数））では、交通費の支給や各種手当がフルタイム勤務者と同様のため、短時間勤務者の時間当たり賃金が実際より高めに算出されてしまった可能性もある。

参考文献

- Carneiro, Pedro, Katrine V. Løken, and Kjell G. Salvanes (2015) "A Flying Start? Maternity Leave Benefits and Long-Run Outcomes of Children", *Journal of Political Economy*, 123 (2), pp. 365-412.
- Davies, R.; Pierre, G. (2005) "The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study", *Labour Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 469-486.
- Dustmann, Christian, and Uta Schönberg (2012) "Expansions in Maternity Leave Coverage and Children's Long-Term Outcomes", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4 (3), pp. 190-224.
- Jaumotte, Florence (2003) "Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries", OECD Economics Department Working Papers 376, OECD Publishing.
- Meurs, D, Pailhe, A and Ponthieux, S (2008) "How Much Does It Cost to Stay at Home? Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France", *Série des Documents de Travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales*, N F0802, INSEE.
- Mincer, J. and S. Polachek (1974) "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of political economy*, Vol. 82, No. 2, pp. S76-S108.
- Pettit, Becky, and Jennifer Hook (2005) "The Structure of Women's Employment in Comparative Perspective", *Social Forces*, Vol. 84, No. 2, pp. 779-801.
- Shönberg, Uta and Johannes Ludsteck (2014) "Expansions in Maternity Leave Coverage and Mothers' Labor Market Outcomes after Childbirth", *Journal of Labor Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 469-505.
- Stearns, J. (2016) The Long-run Effects of Wage Replacement and Job Protection: Evidence from Two Maternity Leave Reforms in Great Britain. Retrieved May 1, 2018, from <http://economics.ucdavis.edu/events/papers/28Stearns.pdf>
- Waldfogel, Jane (1997) "The Effects of Children on Women's Wages." Vol. 62, No. 2, pp. 209-217.
- Zhang, X. (2010) "Can Motherhood Earnings Losses be Ever Regained? Evidence from Canada", *Journal of Family Issues*, Vol. 31, No. 12, pp. 1671-1688.
- 阿部正浩 (2005) 「誰が育児休業を取得するのか育児休業制度普及の問題点」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp. 243-264.
- 川口章 (2005) 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』No. 535, pp. 42-55.
- (2008) 『ジェンダー経済格差』勁草書房。

厚生労働省『平成 29 年度雇用均等調査』。

国立社会保障・人口問題研究所『第 15 回出生動向基本調査』。

竹内真美子・大谷純子（2008）「両立支援制度と女性の就業二極化傾向」『日本労働研究雑誌』 No. 578, pp. 67-87.

西村智（2009）「出産・育児が母親の所得に与える影響（1）理論的考察と Family Gap 研究のサーベイ」『経済学論究』 第 63 卷第 3 号, pp. 553-569.

21 世紀職業財団（2013）『育児をしながら働く女性の昇進意欲やモチベーションに関する調査』。

労働政策研究・研修機構（2014）『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果（2）』JILPT 調査シリーズ No. 106.

よこやま・まき 東京大学社会科学研究所特任研究員・お茶の水女子大学博士後期課程。最近の主な論文に「育児短時間勤務取得の決定要因と賃金への影響」『生活社会科学研究』 第 24 号, pp. 39-52 (2017)。労働経済学専攻。